Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 35, No. 2, Summer 2021, p. 193-204

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۵، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص. ۲۰۴-۱۹۳

مقاله پژوهشی

بررسی اثر نامتقارن قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ در ایران

زینب شکوهی[1]*- محمدحسن طرازکار[2]- فاطمه نصرنیا[3]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۲۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۰۷

چکیده

از آنجایی که نهاده ذرت بالاترین سهم را در هزینه خوراک طیور دارد، چگونگی اثرگذاری تغییرات قیمت آن بر قیمت گوشت مرغ همواره مد نظر سیاستگذاران بوده است. پاسخ به اینکه آیا ارتباط میان این دو قیمت یک ارتباط متقارن و یا نامتقارن است و شدت این اثرگذاری چگونه است از جمله مواردی است که در اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت تنظیم بازار این محصول حائز اهمیت است. بنابراین در این مطالعه با انجام آزمون‌های تشخیصی در ابتدا چگونگی انتقال قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ با استفاده از داده‌های ماهیانه بین سال‌های ۱۳۷۱- ۱۳۹۸ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج آزمون‌های تشخیصی، برتری الگوی غیرخطی نسبت به خطی و فرم نمایی با دو رژیم انتقال را نسبت به سایر مدل‌ها نشان دادند. در نهایت نتایج برآورد مدل نشان داد که مقدار آستانه‌ای قیمت گوشت مرغ برابر ۲۸۸۰۰ تومان می‌باشد و تاثیر قیمت ذرت پس از گذار از رژیم اول و مقدار آستانه‌ای، افزایش چشمگیری خواهد داشت. بنابراین پیشنهاد می‌شود دولت قبل از اتخاذ هر گونه سیاستی چگونگی ارتباط میان قیمت ذرت و گوشت مرغ را با توجه به مقدار آستانه‌ای تعیین نماید و سپس با استفاده از سیاست‌هایی همچون سیاست‌های ارزی و تجاری و بویژه تعرفه‌های گمرکی، ثبات قیمت را در بازار نهاده ذرت ایجاد نماید. البته ایجاد ثبات در بازار گوشت مرغ در سطوح بالاتر از آستانه مستلزم حمایت‌ها و نظارت‌های گسترده‌تری نسبت به سطوح پایین‌تر از آن است. همچنین وجود چسبندگی قیمت در بازار گوشت مرغ موجب انتقال شوک‌های وارده بر این بازار تا چند دوره متوالی خواهد شد و لزوم ثبات بازار این محصول را به منظور تأمین امنیت غذایی یادآور می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: قیمت ذرت، قیمت گوشت مرغ، مدل خود توضیح انتقال ملایم

مقدمه

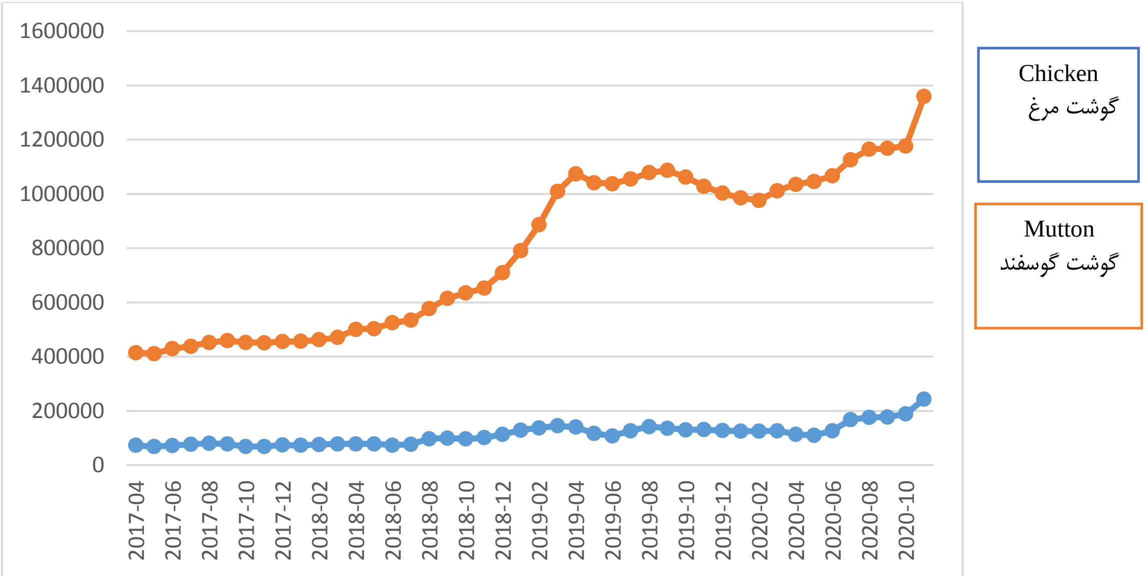
تولید در بخش کشاورزی بدلیل تاثیرپذیری این بخش از عوامل جوی، نوسانات و بی ثباتی قیمت نهاده‌ها و محصول، بروز آفات، امراض و بیماری و تغییر در سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری دولت، همواره با ریسک و عدم حتمیت مواجه بوده است. صنعت مرغداری نیز از این قاعده مستثنی نیست و در ایران مرغداری‌ها با انواع ریسک‌های مالی، تولیدی و بازار روبرو هستند. از دیگر سو طی سال‌های اخیر بدلیل افزایش نسبی قیمت گوشت قرمز در مقایسه با گوشت مرغ و همچنین بحث سلامت در مصرف گوشت سفید (گوشت مرغ و ماهی) و اهمیت آن در سبد غذایی مصرف‌کنندگان، تقاضا برای گوشت مرغ افزایش یافته است. آمارهای منتشر شده توسط مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که روند مصرف سرانه گوشت قرمز در ایران کاهشی است. به نحوی‌که میزان مصرف سرانه گوشت قرمز که در سال ۱۳۹۰ برابر با ۸/۷ کیلوگرم بوده، در سال ۱۳۹۷ به ۵/۴ کیلوگرم کاهش یافته است. در مقابل مصرف گوشت مرغ به عنوان جانشین گوشت قرمز روندی صعودی دارد و از ۱۷/۶ کیلوگرم در سال ۱۳۹۰ به بیش از ۲۱ کیلوگرم در سال ۱۳۹۶ افزایش یافته است. یکی از مهمترین دلایل افزایش مصرف و تقاضای گوشت مرغ در مقایسه با گوشت قرمز، افزایش نسبی قیمت گوشت قرمز در مقایسه با گوشت مرغ است. در شکل ۱ روند تغییر قیمت اسمی هر کیلوگرم گوشت گوسفند و مرغ طی دوره فروردین ۱۳۹۶ الی خرداد ماه ۱۳۹۹ آورده شده است.

بررسی روند تغییرات قیمت گوشت قرمز و مرغ بیانگر روند صعودی قیمت ماهانه هر دو محصول طی دوره فروردین ۱۳۹۶ تا خرداد ۱۳۹۹ است. البته گوشت قرمز در مقایسه با گوشت مرغ با سرعت بیشتری افزایش یافته است. بر اساس اطلاعات شکل ۱ قیمت هر کیلوگرم گوشت قرمز از فروردین ۱۳۹۶ تا خرداد ۱۳۹۹ در حدود ۱۷۳ درصد رشد داشته است. حال آنکه در همین دوره قیمت گوشت

۱، ۲ و ۳- استادیاران گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز
(*- نویسنده مسئول: Email: z_shokoohi@shirazu.ac.ir)
DOI: 10.22067/JEAD.2021.69872.1031

مرغ ۸۶ درصد افزایش یافته است.

بررسی آمارهای منتشر شده توسط سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فائو) نشان می‌دهد که مصرف سرانه گوشت مرغ در کشور دو دهه‌ی اخیر بیش از دو برابر افزایش داشته است و از ۱۳/۳ به ۲۶/۹ کیلوگرم رسیده است. علاوه بر این صنعت مرغداری بدلیل زمان کوتاه تولید نسبت به سایر دام‌ها، امکان تولید در تمام شرایط آب و هوایی و بازگشت سریع سرمایه، نسبت به سایر صنایع دامپروری بیشتر مورد توجه سرمایه‌گذاران و دولت بوده است (۲۰). با این حال همچنان بازار گوشت مرغ با شوک‌های قیمتی و افزایش قیمت همراه بوده است و این نوسانات یکی از چالش‌های اساسی صعنت مرغداری در کشور است.



شکل ۱- روند ماهانه قیمت اسمی گوشت گوسفند و مرغ (ریال/کیلوگرم)

Figure 1– The monthly trend of the nominal mutton and chicken prices (Rial/Kg)

تقریب به ۷۰ درصد از هزینه تولید در صنعت مرغداری ایران مربوط به هزینه خوراک است که در بین آنها نهاده ذرت بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است (۱۰) و بخش عمده‌ای از آن از طریق واردات تأمین می‌گردد. بنابراین قیمت این نهاده به شدت تحت تأثیر سیاست‌های تجاری و تغییرات نرخ ارز قرار دارد. علاوه بر این مطالعات نشان می‌دهد که در زیر بخش طیور ارتباطات قیمتی بیشتر از سمت قیمت نهاده‌ها به سمت قیمت محصول است (۹). همچنین گوشت مرغ یکی از اقلام اساسی در سبد مصرفی خانوار می‌باشد که دولت‌ها همواره تلاش دارند با ابزارهای سیاستی گوناگون سطح و نوسانات قیمت آن را از طریق تنظیم سطح قیمت نهاده خوراک از جمله ذرت کنترل نمایند. حال سوال اساسی که در اینجا مطرح می‌شود این است که میزان تأثیرگذاری قیمت ذرت به عنوان مهمترین نهاده خوراک طیور بر قیمت گوشت مرغ به چه میزان و چگونه است؟ بعبارتی تعیین چگونگی ارتباط قیمتی میان مهمترین نهاده تولیدی یعنی ذرت و قیمت گوشت مرغ به منظور اتخاذ سیاست‌های مناسب و مؤثر ضروری است.

تحلیل انتقال قیمت عمودی میان سطوح مختلف بازار از اواخر قرن ۱۹ در ادبیات اقتصادی مورد توجه قرار گرفت. علت این امر نگرانی‌های سیاسی و اجتماعی از شکل‌گیری انحصار و تمرکز در صنایع غذایی و توزیع‌کنندگان مواد غذایی بوده است. چرا که ایجاد تمرکز در هر یک از سطوح بازار می‌تواند بر چگونگی رقابت بنگاه‌های اقتصادی فعال در بازار و الگوی تغییرات قیمت اثرگذار باشد. بنابراین انتقال عمودی قیمت میان سطوح مختلف بازار یکی از معیارهای مهم در تشریح عملکرد بازار است (۱۲). مروری بر ادبیات موضوع نشان می‌دهد که مطالعات صورت گرفته در زمینه تحلیل قیمت گوشت مرغ را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم نمود. بخشی از این مطالعات به انتقال قیمت میان سطوح مختلف بازار گوشت مرغ (۸)، همگرایی قیمت‌ها دربازار گوشت مرغ (۲۳)، بررسی تأثیر عواملی همچون نرخ ارز بر قیمت گوشت مرغ (۲۶) و کشف قیمت در بازار گوشت مرغ (۲۱) پرداخته‌اند. گروه دیگر از این مطالعات ارتباط میان بازار نهاده خوراک طیور و گوشت مرغ را ارزیابی نمودند. از جمله عبدی و رضایی (۱)، تاثیر قیمت ذرت و سویا را بر قیمت عمده‌فروشی تخم مرغ و گوشت مرغ از طریق علیت گرنجری بررسی نموده‌اند. نتایج این پژوهشی حاکی از آن است که تغییر قیمت این دو نهاده منجر به تغییر

قیمت گوشت مرغ و تخم مرغ می‌شود. همچنین مشایخی و حاجی زاده فلاح (۲۰)، عوامل موثر بر بازار گوشت مرغ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که در کوتاه و بلند مدت، نهاده‌های تغذیه از جمله ذرت رابطه مثبت و معنی‌داری با قیمت گوشت مرغ دارند. همچنین گیلان‌پور و همکاران (۱۰) در بخشی از مطالعه خود اثر سیاست تغییر قیمت ذرت را بر قیمت گوشت مرغ شبیه‌سازی نمودند. نتایج مطالعه نشان داد که ۱۰ درصد افزایش در قیمت ذرت، قیمت گوشت مرغ را ۸/۶ درصد افزایش می‌دهد. مروری بر مطالعات خارجی نیز نشان می‌دهد که بررسی اثرپذیری قیمت گوشت از قیمت خوراک، بیشتر متمرکز بر ارتباط میان قیمت ذرت و قیمت گوشت خوک است. به طور مثال لی و همکاران (۱۷) در مطالعه خود دریافتند که میان قیمت ذرت و گوشت خوک رابطه غیر متقارن برقرار است. همچنین نتایج مطالعه چن (۴) بیانگر آن است که در بلند مدت قیمت ذرت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت گوشت خوک دارد. وی و هی (۲۹) نیز نتایج مشابهی بدست آورند. نتایج مطالعه این پژوهشگران حاکی از رابطه معنی‌دار بین قیمت ذرت و قیمت گوشت خوک است. همچنین ژو و چن (۳۰) نشان دادند که قیمت ذرت تأثیر معنی‌داری بر قیمت گوشت خوک دارد.

بررسی چگونگی انتقال قیمت با بکارگیری مدل‌های خطی و غیرخطی امکان‌پذیر است. علی‌رغم توسعه مدل‌های غیرخطی و استفاده گسترده آن در تحلیل چرخه‌های تجاری، کابرد این روش‌ها در تحلیل قیمت کالاهای اولیه و اساسی کمتر دیده می‌شود (۱۳). این در حالی است که شواهد تجربی نشان می‌دهند که مکانیسم انتقال قیمت در بازار محصولات غذایی اغلب به صورت غیرخطی است (۱۲ و ۳). امروزه تصریح مدل‌های غیرخطی به نحوی توسعه یافته‌اند که امکان لحاظ تغییرات ساختاری به همراه تغییرات زمانی پارامترها را به طور همزمان فراهم می‌آورند (۲۴ و ۲۷). یکی از روش‌های کاربردی در آزمون رفتار غیرخطی قیمت، استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR[1]) است (۳). این روش یک رهیافت غیرخطی در تحلیل سری‌های زمانی است که با در نظر گرفتن یک یا چند آستانه تغییرات نامتقارن در پارامترهای الگو را با یک انتقال ملایم مورد ارزیابی قرار می‌دهد (۱۶). در واقع این مدل امکان وجود چند رژیم و انتقال بین آنها را در بررسی ارتباط میان متغیرهای پژوهش فراهم می‌آورد. به عنوان مثال در مطالعه وانگ و همکاران (۲۸) انتقال قیمت نامتقارن از ذرت به گوشت خوک در کشور چین با استفاده از رهیافت رگرسیون انتقال ملایم، بررسی شد. نتایج نشان داد که ارتباط قیمتی میان ذرت و گوشت خوک غیرخطی است و الگوی انتقال ملایم در بررسی ارتباط میان این دو قیمت مناسب است. همچنین در مطالعه باربوزا و همکاران (۳) الگوی انتقال قیمت در بازار برنج برای کشور ایتالیا بررسی شد. در این پژوهش که از روش STAR استفاده شده است، نتایج نشان دهنده رفتار غیرخطی قیمت برنج در بازار می‌باشد. در مطالعات داخلی که از الگوی غیرخطی در انتقال قیمت استفاده کرده‌اند می‌توان به مطالعه پیش بهار و همکاران (۲۲) اشاره کرد. در این مطالعه تاثیر شوک‌های قیمتی نهاده‌های صنعت مرغداری از جمله ذرت را بر قیمت مرغ کشتار شده با بهره‌گیری از روش مارکوف-سویچینگ بررسی نمودند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نوسانات قیمت ذرت اثر معنی‌داری بر تغییرات قیمت گوشت مرغ دارد.

همانطور که از بررسی مطالعات پیشین مشخص است، به بحث اثرات انتقال قیمت از نهاده خوراک به گوشت مرغ نسبت به دیگر انواع مطالعات انتقال قیمت که در بالا به آن اشاره شد، کمتر پرداخته شده است و در اندک مطالعات موجود به آزمون اثرات نامتقارن، رژیم‌های متفاوت و روابط غیر خطی کمتر توجه شده است. در حالی‌که بسته به شرایط متفاوت اقتصادی و سیاست‌های گوناگون حمایتی دولت در بازار گوشت مرغ، ممکن است رابطه غیرخطی بین متغیرهای مذکور به وجود آید و در نتیجه بر چگونگی تحلیل اثرات سیاست‌های قیمتی نهاده بر قیمت گوشت مرغ و نهایتاً رفاه مصرف‌کنندگان اثرگذار است. از این رو لازم است در ابتدا با استفاده از آزمون‌های تشخیصی چگونگی ارتباط میان قیمت‌ها اعم از خطی بودن و یا غیرخطی بودن، وجود چند رژیم در الگوی انتقال قیمت و سرعت انتقال میان رژیم‌ها بررسی شود و سپس با بکارگیری مدل مناسب میزان اثرگذاری قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ مشخص گردد. چرا که استفاده از فرم نامناسب در بررسی ارتباطات قیمتی می-تواند منتج به ایجاد تورش در نتایج گردد. بنابراین در این مطالعه پس از انجام آزمون‌های تشخیصی ضمن تأیید وجود رابطه غیر خطی میان قیمت گوشت مرغ و قیمت ذرت، چگونگی این ارتباط با استفاده از رهیافت رگرسیون انتقال ملایم بررسی شد.

مواد و روش‌ها

همانگونه که در قسمت قبل بیان شد، در این مطالعه چگونگی ارتباط خطی یا غیر خطی، میان قیمت ذرت و گوشت مرغ با استفاده از آزمون‌های تشخیصی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون نشان دهنده ارتباط غیر خطی میان این دو سری قیمت بود. سپس در گام بعد چگونگی الگوی غیرخطی با استفاده از آزمون‌های تشخیصی ارزیابی شد که مدل نمایی الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) به عنوان بهترین مدل شناخته شد. بنابراین در ادامه علاوه بر تشریح این مدل چگونگی آزمون خطی و یا غیرخطی بودن بیان گردیده است.

مدل رگرسیون انتقال ملایم جزو مدل‌های انتقال رژیم است. مدل‌های انتقال رژیم را می‌توان به دو گروه تقسیم‌بندی کرد. دسته

1- Smooth Transition Regression

اول مدل‌های چرخش مارکوف[1] است که در آن رژیم‌ها با استفاده از متغیرهای برون‌زا و غیرقابل مشاهده حالت تعیین می‌شود. در مقابل گروه دیگری از مدل‌ها وجود دارند که در آنها به طور ضمنی فرض می‌شود که انتقال بین رژیم‌ها با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده حالت و به صورت درون‌زا تعیین می‌شود. مدل‌هایی که در گروه دوم قرار می‌گیرند شامل SETAR[2] و STR هستند. تفاوت روش STR با سایر روش‌های غیرخطی مانند الگوی رگرسیون آستانه‌ای (TR[3]) و الگوی چرخش مارکوف در چگونگی انتقال بین رژیم‌های مختلف است. در حالی‌که در روش‌های TR و چرخش مارکوف انتقال ناگهانی بین رژیم‌ها را مشخص می‌کند در روش STR انتقال ملایم در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس تغییرات در مدل‌های STR بهتر از مدل‌های گسسته TR ارزیابی می‌شوند (۲۵).

در الگوی رگرسیون انتقال ملایم که از مدل‌های مهم تغییر رژیمی است، علاوه بر اینکه محدودیت شکل تابعی خاص در روابط بین متغیرها وجود ندارد، رابطه غیرخطی احتمالی بین متغیرها با استفاده از متغیر آستانه‌ای و تابع انتقال به صورت پیوسته مدلسازی می‌گردد (۱۹). مدل STR دارای ویژگی‌هایی است که آن را از مدل‌های متعارف تک رژیمی متمایز می‌سازد. استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه میان دو متغیر مورد بررسی وابسته به وضعیت سیستم اقتصادی بوده و الزاماً یک ارتباط ثابت در نظر گرفته نمی‌شود (۱۵). همچنین در بکارگیری مدل STR نیازی به بررسی شکست ساختاری و وارد کردن متغیر موهومی در مدل برای این منظور نیست. بلکه شکست ساختاری و یا تغییر در رژیم‌ها به صورت درون‌زا تعیین می‌شود (۱۱). در نهایت مدل رگرسیونی انتقال ملایم قابلیت مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد و سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز به خوبی نشان می‌دهد (۲). بنابراین بررسی دقیق‌تر ارتباط میان قیمت ذرت و گوشت مرغ نیازمند بکارگیری مدل‌های غیرخطی همچون STR است که در این مطالعه سعی شده این مهم فراهم گردد.

برای نمایش یک الگوی STR می‌توان از یک مدل گسسته TR به ترتیب زیر آغاز کرد (۶، ۵ و ۱۹):

$$y_t = \sum_{j=0}^{m-1} 1_j(s_t;c;\gamma).\acute{Z}_t\delta_j + X_t\alpha + \epsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن L_j یک شاخص برای نشان دادن رژیم الگو است که وابسته به متغیر قابل مشاهده s_t به عنوان متغیر گذار یا انتقال است. همچنین c پارامتر آستانه‌ای یا نقطه تغییر رژیم الگو، γ پارامتر انتقال یا شیب نامیده می‌شود. متغیرهای برون‌زا در اینجا به دو دسته تقسیم شدند، یکی Z که شامل متغیرهایی است که ضرایب آنها در رژیم‌های مختلف تغییر خواهد داشت و گروه دیگر متغیرهای X است که ضرایب آنها در بین رژیم‌های مختلف ثابت است. همچنین m نشاندهنده تعداد رژیم در الگوی مورد مطالعه است، اگر $m = 2$ باشد معادله رگرسیون آستانه‌ای بالا را می‌توان به فرم زیر بازنویسی کرد:

$$y_t = 1_0(s_t;c;\gamma).\acute{Z}_t\delta_0 + 1_1(s_t;c;\gamma).\acute{Z}_t\delta_1 + X_t\alpha + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

اگر تابع شاخص (1_j) معادله بالا با تابع انتقال پیوسته G که مقادیری بین صفر و یک را به خود اختصاص می‌دهد، جایگزین شود، الگوی انتقال ملایم (STR) با دو رژیم به ترتیب زیر حاصل می‌شود:

$$y_t = \left(1 - G(s_t;c;\gamma)\right).Z_t'\delta_0 + G(s_t;c;\gamma)Z_t'\delta_1 + X_t\alpha + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

گام اساسی در براورد الگوی (۳) انتخاب متغیر انتقال و فرم تابع انتقال است که با تعیین این دو و تخمین رگرسیون بالا پارامترهای δ_0، δ_1 و α و پارامتر آستانه ای و شیب $(c.\gamma)$ با استفاده از یک مدل حداقل مربعات غیرخطی براورد می‌گردد. متغیر انتقال می‌تواند یکی از متغیرهای توضیحی، متغیر روند و یا وقفه‌های متغیر وابسته باشد. چنانچه متغیر انتقال y_{t-d} باشد مدل STR تبدیل به الگوی خودتوضیح انتقال ملایم (STAR) می‌گردد. همچنین فرم‌های متفاوتی که برای تابع انتقال می‌توان در نظر گرفت، شامل لجستیک (۴)، نرمال (۵)، نمایی (۶) و لجستیک درجه دو (۷) به ترتیب زیر می‌باشد:

$$G(s;c;\gamma) = \frac{1}{1+exp\left(-\gamma(s-c)\right)} \qquad (۴)$$

$$G(s;c;\gamma) = \int_{-\infty}^{\gamma(s-c)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)dx = \Phi\left(\gamma(s-c)\right) \qquad (۵)$$

$$G(s;c;\gamma) = 1 - exp(-\gamma(s-c)^2) \qquad (۶)$$

$$G(s;c;\gamma) = \frac{1}{1+exp\left(-\gamma(s-c_1)(s-c_2)\right)} \qquad (۷)$$

در فرم‌های ارائه شده در بالا γ مثبت در نظر گرفته می‌شود. هرچه میزان γ افزایش یابد سرعت انتقال بین رژیم‌ها بیشتر خواهد بود و چنانچه $\gamma \to \infty$ الگوی انتقال ملایم تبدیل به مدل رگرسیون آستانه‌ای می‌گردد.

به منظور براورد الگوی غیرخطی STR انجام چند مرحله لازم و ضروری است. در ابتدا لازم است پس از بررسی ایستایی متغیرهای مورد مطالعه، تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره‌هایی همچون آکائیک و شوارتز تعیین شود. سپس آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن برای اطمینان از مناسب بودن روش STR صورت پذیرد. سپس فرم مناسب تابع انتقال و متغیر انتقال تعیین و در نهایت پس از تخمین الگو، فرضیه نرمال بودن و عدم وجود خودهمبستگی برای جملات پسماند آزمون شود.

نکته اساسی در بکاربردن الگوی انتقال ملایم اثبات رفتار غیرخطی یا نامتقارن در متغیر مورد بررسی است. برای این منظور کافی است که فرضیه $H_0: \gamma = 0$ در معادله (۳) مورد بررسی قرار

1- Markov-Switching
2- Self-exciting Threshold Auto Regression
3- Threshold Regression

گیرد. چنانچه فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد شود بایستی از بین الگوهای غیرخطی بالقوه، مناسب‌ترین آن انتخاب و پارامترهای الگو تخمین زده شود. لکن استفاده از روش‌های معمول برای آزمون فرضیه صفر به دلیل غیرقابل شناسایی بودن ضرایب الگو، امکان‌پذیر نیست. بنابراین لووکونن و همکاران (۱۳) به ارائه روشی پرداختند که در آن با استفاده از بسط تیلور برای معادله (۳)، فرضیه صفر قابل آزمون شد. استفاده از بسط تیلور در آزمون این فرضیه علاوه بر تعیین خطی بودن یا غیرخطی بودن الگو، فرم مناسب تابع انتقال را نیز می‌تواند تعیین نماید. برای آزمون فرضیه مذکور رابطه (۳) با تقریب تابع انتقال براساس بسط تیلور به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = c + \beta_0 x_t + \sum_{i=1}^{3} \beta_i x_t g_t^i + u_t \qquad H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (۸)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، x_t متغیر مستقل، β_i ضرایب الگو، g_t^i تابع گذار و u_t جملات پسماند الگو است. در صورتی که فرضیه H_0 رد شود، غیرخطی بودن الگو پذیرفته می‌شود و بایستی از میان الگوهای غیرخطی مناسب‌ترین آن انتخاب شود. با استفاده از ضرایب بسط تیلور و آزمون متوالی تراسویرتا می‌توان فرم تابع انتقال را بین دو حالت نمایی و لجستیک مشخص کرد. بدین ترتیب از فروض زیر استفاده می‌شود:

$$H_{03}: b_3 = 0$$
$$H_{02}: b_2 = 0 \mid b_3 = 0 \qquad (۹)$$
$$H_{01}: b_1 = 0 \mid b_2 = b_3 = 0$$

چنانچه سطح احتمال برای فرضیه H_{02} کمترین مقدار باشد، فرم مناسب برای تابع انتقال فرم نمایی است و در غیر این‌صورت مدل لجستیک گزینه بهتری خواهد بود. همچنین آزمون دیگری که با استفاده از ضرایب بسط تیلور برای تعیین فرم تابع انتقال می‌توان انجام داد، آزمون اسکیریبانو-جردا[1] است. که در آن دو فرضیه به ترتیب زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_{0L}: b_2 = b_4 = 0$$
$$H_{0E}: b_1 = b_3 = 0 \qquad (۱۰)$$

در این آزمون فرضیه H_{0L} آزمون خطی بودن در مقابل لجستیک و H_{0E} به تشخیص نمایی بودن در مقابل خطی بودن تابع انتقال می‌پردازد.

در آزمون‌های مطرح شده برای آزمون خطی بودن، فرض شده که متغیر مورد بررسی یک الگوی STR با دو رژیم است. در این شرایط سوالی که مطرح می‌شود این است که آیا بخش غیرخطی مدل نشده‌ای وجود دارد یا خیر. به عبارت دیگر الگوی STR با دو رژیم در مقابل مدل STR با رژیم‌های اضافه (AMRSTR[2]) آزمون شود.

معادله (۳) را با در نظر گرفتن سه رژیم می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_t = Z_t'\delta_0 + G_1(s_t; c_1; \gamma_1) Z_t'\theta_1 + \acute{X}_t \alpha + G_2(s_t; c_2; \gamma_2) Z_t'\theta_2 + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

ایترهیم و تراسویرتا (۷) آزمون LM را برای آزمون مدل LSTAR با دو رژیم را در مقابل *AMRSTR* بودن آن توسعه دادند. در این شیوه نیز از بسط تیلور همانند آنچه که در قبل توضیح داده شد، استفاده می‌شود.

در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای قیمت ذرت بر گوشت مرغ از داده‌های ماهیانه برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۸ موجود در شرکت پشتیبانی امور دام کشور استفاده شد. همچنین کلیه مراحل تخمین با استفاده از نرم‌افزار Eviews 11 صورت گرفت.

نتایج و بحث

همان گونه که در قسمت روش تحقیق توضیح داده شد، در ابتدا لازم است ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد فصلی به روش هگی (HEGY[3]) استفاده شد که نتایج آن در جدول ۱ قابل ملاحظه است.

مقایسه مقادیر آماره‌های محاسبه شده با مقادیر بحرانی نشان می‌دهد که تمامی آماره‌های بدست آمده برای قیمت واقعی گوشت مرغ و ذرت حداقل در سطح ۵ درصد معنادار است. بنابراین دو سری قیمت مورد بررسی دارای ریشه واحد فصلی و غیر فصلی نبوده و ایستا هستند. پس از تأیید ایستایی متغیرها آزمون خطی بودن الگو با استفاده از روش لووکونن و همکاران (۱۸) صورت پذیرفت. نتایج حاصل از آزمون خطی بودن در جدول ۲ آورده شده است.

همانگونه که در بخش روش تحقیق تشریح شد این آزمون دارای سه بخش است. در قسمت اول نتایج آزمون خطی بودن الگو در مقابل غیرخطی بودن آن را نشان می‌دهد. سطح احتمال برای فرضیه H04 نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین الگوی غیرخطی در مدل‌سازی رفتار قیمت گوشت مرغ مناسب‌تر است. در این مرحله لازم است که فرم تابع انتقال مشخص گردد. در این راستا نتایج آزمون متوالی تراسورتا در قسمت دوم جدول ۲ نشان می‌دهد الگوی لاجستیک نسبت به نمایی بهتر است. چرا که مقدار احتمال برای فرضیه H2 کوچکترین مقدار نیست و به عبارتی بزرگتر از سطح احتمال فرضیه H1 است.

---

1 Escribano-Jorda
2- Additive Multiple Regime STR
3- Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی

Table 1- Seasonal Unit Root Test results

فراوانی / متغیر Variable/frequency	قیمت گوشت مرغ (PM_t) Chicken meat price	قیمت ذرت (PC_t) Corn price
0	-2.31***	-2.03**
π	-4.42**	-3.32***
$\pi/2$	18.67***	6.88*
$2\pi/3$	18.12***	13.30**
$\pi/3$	20.65**	7.30*
$5\pi/6$	23.61**	16.06**
$\pi/6$	16.46**	9.92**
کلیه فراوانی‌های فصلی All seasonal frequencies	23.09**	13.53**
کلیه فراوانی‌ها All frequencies	21.47**	12.94**

*** و ** به ترتیب نشان دهنده رد فرضیه صفر در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد می‌باشند.

*** & ** represent the rejection of the null hypothesis at the probability level of 1 and 5%, respectively.

جدول ۲- آزمون خطی بودن در مقابل گزینه‌های غیر خطی بودن

Table 2- Smooth Threshold Linearity Tests against nonlinear alternatives

نام آزمون Tests	فرضیه صفر Null Hypothesis	سطح احتمال p-value
آزمون خطی Linearity Tests	H04: b1=b2=b3=b4=0	0.016
	H03: b1=b2=b3=0	0.016
	H02: b1=b2=0	0.016
	H01: b1=0	0.017
آزمون متوالی تراسورتا Terasvirta Sequential Tests	H3: b3=0	NA
	H2: b2=0 | b3=0	0.2076
	H1: b1=0 | b2=b3=0	0.0165
آزمون اسکریبانو – جوردا Escribano-Jorda Tests	H0L: b2=b4=0	0.0428
	H0E: b1=b3=0	0.0458
آزمون الگوی STR با رژیم در مقابل AMRSTR The two-regime STAR model against the AMRSTR test	H04: b1=b2=b3=b4=0	0.1880

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

همچنین در قسمت سوم این جدول نتایج حاصل از آزمون اسکریبانو–جوردا ارائه شده است. اعداد ارائه شده حاکی از آن است که سطح احتمال برای فرضیه H0L از H0E کمتر است. بنابراین فرم پیشنهادی مدل نمایی در مقابل خطی بودن برای الگوی مورد مطالعه است. بنابراین از هر دو فرم نمایی و لجستیک برای تابع انتقال در تخمین الگوی رگرسیون انتقال ملایم استفاده شد و سپس بر اساس معیارهای کمترین مقدار مجموع مربع خطا، نرمال بودن جملات پسماند و عدم خودهمبستگی میان جملات پسماند، فرم مناسب که مدل نمایی برای تابع انتقال بود انتخاب شد. ردیف آخر جدول ۲ نتایج حاصل از آزمون LM را برای آزمون انتخاب الگوی انتقال ملایم با دو رژیم در مقابل الگویی با رژیم‌های اضافه، نشان داده شده است.

همانگونه که قابل ملاحظه مقدار آماره F از سطح بحرانی آن بیشتر نبوده و فرضیه صفر پذیرفته است. بنابراین استفاده از الگوی انتقال ملایم با دو رژیم مناسب است.

انتخاب متغیر انتقال یکی دیگر از مراحل تخمین رگرسیون انتقال ملایم است. از آنجایی که تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره آکائیک ۳ وقفه انتخاب شد، ۳ وقفه متغیر قیمت گوشت مرغ (PM) و قیمت ذرت (PC) برای تعیین متغیر انتقال مورد ارزیابی قرار گرفت. بر اساس نتایج جدول ۳ وقفه اول متغیر قیمت گوشت مرغ ((PM(-1)) با کمترین مجموع مربعات خطا معادل ۱/۱۳۳۰ به عنوان متغیر انتقال انتخاب شد.

جدول ۳- انتخاب متغیر انتقال

Table 3- Threshold variable chosen

متغیر Variable	PC	PC (-1)	PC (-2)	PC(-3)	PM(-1)	PM(-2)	PM(-3)
مجموع مربع خطا SSR	1.1354	1.1453	1.1499	1.1504	1.1330	1.1434	1.1473

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

با توجه به آزمون‌های انجام شده، تاثیر آستانه‌ای قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ با استفاده از مدل ESTAR با متغیر PM(-1) به عنوان متغیر گذار براورد شد و نتایج حاصل از آن در جدول ۴ قابل ملاحظه است:

جدول ۴- نتایج براورد رگرسیون انتقال ملایم نمایی

Table 4- The Results of Exponential Smooth Threshold Regression

	متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره t t Statistics	سطح احتمال Sig
قسمت خطی Linear part	c	-80.75	-5.32	0.0000
	PC	1.61	0.384	0.7011
	PC(-1)	-5.54	-0.633	0.5272
	PC(-2)	24.47**	2.037	0.0424
	PC(-3)	-17.51**	-2.539	0.0116
	PM(-1)	1.61***	6.411	0.0000
	PM(-2)	-0.755***	-3.055	0.0030
قسمت غیرخطی Nonlinear part	C	82.83***	4.12	0.0000
	PC	1.567	0.314	0.7297
	PC(-1)	3.406	0.378	0.7093
	PC(-2)	-24.19**	-1.98	0.0483
	PC(-3)	19.48***	2.791	0.0056
	PM(-1)	-0.539**	-2.07	0.0389
	PM(-2)	0.418*	1.73	0.0938
شیب Slop	γ	0. 21*	1.673	0.097
آستانه Threshold	C	1028.67***	169.4984	0.000
R-squared=0.88	D-W Stat=1.87	Breusch-Godfrey F Stat=2.16		Jarque-Bera=3.50

ماخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings

مقدار آماره F در آزمون بروچ گادفری و آماره جارکو-برا نشان می‌دهد الگوی براوردی خودهمبستگی میان اجزای اخلال و عدم نرمال بودن جملات پسماند را ندارد. براساس نتایج ارائه شده در جدول بالا مقدار پارامتر شیب (γ) برابر ۰/۲۱ می‌باشد و نشان می‌دهد که حرکت رشد قیمت گوشت مرغ از حد آستانه‌ای به بالاتر از آن برابر ۰/۲۱ می‌باشد و مقدار پایین γ نشان از انتقال ملایم بین دو رژیم دارد. همچنین مقدار آستانه‌ای قیمت واقعی گوشت مرغ ۱۰۲۸/۶ می‌باشد که با در نظر گرفتن شاخص قمیت کالا و خدمات مصرفی در سال ۱۳۹۹، معادل ۲۸۸۰۰ تومان می‌باشد. با مقادیر براورد شده برای پارامتر شیب و آستانه، تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G(0.21.1028.6, PM(-1)) = 1 - exp(-0.21(PM(-1) - 1028.6)^2)$$

که در قسمت خطی الگو مقدار تابع انتقال برابر صفر (G=0) است. بنابراین برای رژیم اول معادله‌ای به ترتیب زیر خواهیم داشت:

$$PM_t = -80.75 + 24.37\ PC(-2) - 17.51\ PC(-3) + 1.61\ PM(-1) - 0.75\ PM(-2)$$

همانگونه که نتایج مدل حدی اول نشان می‌دهد اثرگذاری قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ با تأخیر دو دوره‌ای معنادار شده است. علت این امر می‌تواند ناشی از دوره‌ی زمانی فرایند تولید گوشت مرغ باشد که حدود ۵۰ روز نیاز به زمان دارد و دامدار با تهیه نهاده‌ها در ابتدای

دوره محصول خود را پس از ۱/۵ ماه بعد به بازار عرضه می‌نمایـد. در حالی که قیمت گوشت مرغ در دو وقفه اثر معناداری بر قیمت گوشـت مرغ در دوره جاری داشته است و بیشترین اثر بر طبق انتظـار مربـوط به وقفه اول بوده است. البته بـا توجـه بـه غیرمتقـارن بـودن الگـوی تغییرات قیمت گوشت مرغ این ضرایب ثابت نیست و با افزایش قیمت واقعی گوشت مرغ از آستانه ۱۰۲۸/۶ ریال، تغییر خواهد کرد که نتایج آن برای رژیم دوم به شکل معادله زیر است:

$$PM_t = 82.83 - 24.19\ PC(-2) + 19.48\ PC(-3) - 0.53\ PM(-1) + 0.41 PM(-2)$$

ضرایب الگوی رژیم دوم نشان می‌دهد کـه اثـر تغییـرات قیمـت ذرت بر قیمت گوشت مـرغ در قیمـت‌هـای بـالاتر از آسـتانه از نظـر علامت با رژیم اول کاملاً متفاوت است اما در الگوی بالاتر از آسـتانه همانند الگوی خطی وقفه دوم و سوم قیمت ذرت اثر معنادار دارد. این نتیجه با نتایج مطالعه مشـایخی و حـاجی زاده فـلاح (۱۵) همخـوانی دارد. چرا که این محققین نیز به این نتیجه رسیدند که نوسانات قیمت ذرت دارای بیشتری تـاثیر بـر قیمـت گوشـت مـرغ در ایـران اسـت. همچنین نتایج مطالعه حاضر بیانگر آن است که اثر قیمت گوشت مرغ با یک وقفه بر قیمت جاری آن کاهش یافتـه اسـت. بنـابراین انتقـال تغییرات قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ نه تنها با تـأخیر دو دوره‌ای (دو ماهه) صورت می‌گیرد بلکه در سطوح متفاوت قیمتی گوشت مـرغ میزان اثرگذاری متفاوتی دارد. به نحوی که ضرایب محاسـبه شـده در جدول ۴ نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی قیمت واقعی ذرت در دوره جاری با فرض ثابت بـودن سـایر شـرایط موجـب افـزایش ۰/۴ درصدی قیمت واقعی گوشت مرغ در سه ماه بعد می‌گردد، البتـه ایـن در شرایطی است که سطح قیمت پایین‌تر از مقدار آستانه‌ای باشد. اگر سطح قیمت بالاتر از حد آستانه‌ای محاسبه شده باشـد، افـزایش یـک درصدی قیمت ذرت موجب افزایش ۱/۲ درصدی قیمت گوشت مـرغ می‌گردد. به عبارتی در سطوح قیمتی بالاتر از آستانه تغییـرات قیمـت گوشت مرغ نسبت به قمیت ذرت بر خـلاف قیمـت‌هـای پـایین‌تـر از آستانه، کشش پذیر است. همچنین نتایج ارائه شده در جدول ۴ نشـان می‌دهند که اثر تغییرات قیمت گوشت مرغ با فرض ثابت بودن قیمت ذرت تا دو دوره بعد باقی خواهند ماند. البته میـزان چسـبندگی قیمـت گوشت مرغ در مقادیر بالاتر از آستانه کمتر از مقـادیر پـایین‌تـر از آن است. به این ترتیب که در مقادیر بالاتر از آستانه افزایش یک واحدی قیمت گوشت مرغ در دوره جاری موجب افزایش ۰/۶۹ واحدی قیمـت در دو دوره بعد می‌شود که این میزان حدود ۳۳ درصد مقادیر پایین تر از آستانه است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه افزایش سرمایه‌گذاری در صنعت مرغداری طی سال‌هـای اخیر و همچنین نوسانات قیمت گوشت مرغ در ایران، در ایـن مطالعـه اثر آستانه‌ای تغییرات قیمت ذرت بعنوان یکی از نهاده‌های پر اهمیـت در صنعت طیور بر قیمت گوشت مرغ مورد بررسی قرار گرفـت. بـرای این منظور با توجه به اثبات غیر خطی بودن رابطه میان قیمت ذرت و گوشت مرغ و پایین بودن مقدار شیب انتقال، از مدل رگرسیون انتقال ملایم استفاده شد. همچنـین داده‌هـای مـورد اسـتفاده شـامل قیمـت ماهانـه ذرت و گوشـت مـرغ بـرای دوره ۱۳۷۱ الـی ۱۳۹۸ از مرکـز پشتیبانی امور دام استخراج گردید.

با توجه به ایستایی داده‌ها بر اساس آزمـون ریشـه واحـد فصـلی هگی، خطی و غیر خطی بودن مدل با اسـتفاده از آزمـون لووکـونن و همکـاران (۱۸) بررسـی شـد. نتـایج آزمـون حـاکی از برتـری مـدل لوجستیک و نمایی در مقابل مدل خطی اسـت. همچنـین بـر اسـاس معیار کمترین مقدار مجموع مربع خطا، نرمال بودن جملات پسـماند و عدم وجود خود همبستگی، فرم نمایی برای برآورد مدل انتخـاب شـد. همچنین آزمون LM نشان داد که انتخاب الگوی انتقال ملایم بـا دو رژیم برتر از رژیم‌های اضافه است. در ادامه بر اساس کمتـرین مقـدار مجموع مربعات خطا، وقفه اول لگاریتم قیمـت گوشـت مـرغ بعنـوان متغییر انتقال انتخاب شد و نهایتا تاثیر آستانه‌ای قیمت ذرت بر قیمـت گوشت مرغ با استفاده از مدل ESTAR برآورد شد.

نتایج برآورد مدل نشان داد که اثرپذیری قیمـت گوشـت مـرغ از قیمت ذرت به صورت غیر خطی و در چهارچوب یک مدل دو رژیمـی است کـه در آن مقـدار آسـتانه‌ای قیمـت واقعـی گوشـت مـرغ برابـر ۱۰۲۸/۶ریال (معادل قیمت اسـمی ۲۸۸۰۰ تومـان) بـه ازای هرکیلـو می‌باشد. همچنین نتایج مطالعه بیانگر آن است که تاثیر قیمت ذرت با دو وقفه زمانی پس از گذار از رژیم اول و مقدار آسـتانه‌ای، متفـاوت از قبل خواهد شد و جهت اثرگذاری تغییر خواهد کـرد. بعـلاوه آنکـه در رژیم اول وقفه دوم قیمت ذرت بیشترین تاثیر را داشـته اسـت، امـا در رژیم دوم وقفه سوم قیمت ذرت دارای بالاترین تاثیر می‌باشد. عـلاوه بر این کشش‌پذیری قیمت گوشت مرغ نسبت به تغییرات قیمـت ذرت در سطح بالاتر از قیمت آستانه‌ای بسیار بیشتر از سطوح پایین‌تر از آن است.

بر اساس معناداری قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ تا چنـد دوره متوالی لزوم اتخاذ سیاست‌های مناسب، از جمله سیاسـت‌هـای ارزی و تجاری و بویژه تعرفه‌هـای گمرکـی، ثبـات قیمـت را در قیمـت ذرت بعنوان یکی از مهمترین نهاده‌های صنعت مرغداری نشـان مـی‌دهـد. چراکه از این طریق قادر خواهد بود از نوسـانات قیمـت گوشـت مـرغ جلوگیری نماید. همچنین عدم تقارن ارتباط قیمتی ذرت و گوشت مرغ نشان می‌دهد که در نظر گرفتن یک نسبت ثابت میان قیمـت ذرت و قیمت گوشت مرغ صحیح نبوده و موجب انحراف اثـرات سیاسـتی در بازار این محصول خواهد شد. به عبارتی ایجاد ثبـات قیمتـی در بـازار گوشـت مـرغ در شـرایط قیمتـی بـالاتر از ۲۸۸۰۰ تومـان مسـتلزم حمایت‌های گسترده‌تر در زمینـه کنتـرل قیمـت و تـأمین نهـاده ذرت

است. چرا که ایجاد شوک در بازار نهاده ذرت می‌تواند قیمت این محصول را تا سه برابر بیشتر از سطوح قیمت پایین‌تر از آستانه تحت تأثیر قرار دهد. یکی دیگر از نتایج مطالعه تاثیر وقفه اول و دوم قیمت گوشت مرغ بر قیمت دوره جاری در هر دو رژیم است. البته با گذار از حد آستانه‌ای تاثیر وقفه اول قیمت گوشت مرغ کمتر می شود. لذا در صورت افزایش قیمت در یک دوره انتظار می‌رود قیمت در دوره آتی نیز تحت تاثیر قرار گیرد. با توجه به وجود چسبندگی قیمت گوشت مرغ لازم است تا دولت با هدف تامین امنیت غذایی، از نوسانات قیمت گوشت مرغ جلوگیری نماید. در این خصوص علاوه بر اجرای سیاست‌های قیمتی مؤثر بر قیمت نهاده‌های صنعت طیور، بر اساس نتایج قسمت قبل، کنترل قیمت ذرت مهمترین عامل است.

منابع

1- Abdi A., and Rezaei A. 2009. Predicting corn and soybean meal prices using neural-fuzzy network. 6th Iranian Agricultural Economics Conference, Mashhad, Iran. (In Persian with English abstract)
2- Alizadeh M., Golkhandan A., and Sahebeh Mohamadian M. 2015. Threshold effects of external debt on economic growth of Iran: smooth transition regression (STR) model. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics 2(2): 1-24.
3- Barboza G., Gavinelli L., Pede V., Mazzucchelli A., and Di Gregorio A. 2020. A contribution to the empirics of food price behavior: the case of rice price dynamics in Italy. British Food Journal 123(1): 1-22.
4- Chen C. 2012. Analysis of the interactive relationship between the vertical market price of the hog industry in China. Price, Theory and Practice 1: 39–40.
5- Dick V.D., Tersvirta T., and Franses P.H. 2002. Smooth transition autoregressive models: a survey of recent developments. Econometric Reviews 21(1): 1–47.
6- Dick V.D., Tersvirta T., and Franses P.H. 1999. Modeling multiple regimes in the business cycle. Macroeconomic Dynamics 3(3): 311–340.
7- Eitrheim Ø., and Teräsvirta T. 1996. Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. Journal of Econometrics 74(1): 59-75.
8- Ghadami Kohestani M., Nikoukar A., and Dourandish A. 2011. Threshold Price Transmission Model in Iranian Chicken Market. Journal of Economics and Agricultural Development 24(3): 384. (In Persian with English abstract)
9- Ghahremanzadeh M., Dashti GH., and Rassouli Birami Z. 2016. Price Volatility and Conditional Correlation of Livestock and Poultry Vertical Market Levels in Iran: Using Constant and Time varying Conditional Correlation Models. Agricultural Economics 10(3): 19-46. (In Persian with English abstract)
10- Gilanupour A., Kohansal M., Permeh Z., and Ismailipour A. 2012. Investigating the effect of government interventions in the chicken meat market. Business Research Journal 63: 168-137. (In Persian with English abstract)
11- Hadian E., and Oji Mehr S. 2014. Investigating the behavior of foreign exchange market pressure index in Iran: using a smooth transition autoregressive model (STAR). Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran 3(10): 247-266.
12- Hassouneh I., Serra T., and Gil J.M. 2010. Price transmission in the Spanish bovine sector: the BSE effect. Agricultural Economics 41(1): 33-42.
13- Holt M.T., and Craig L.A. 2006. Nonlinear dynamics and structural change in the US. Hog-corn cycle: a time-varying STAR approach. American Journal of Agricultural Economics 88(1): 215-233.
14- Jafari M. 2018. Non-linear effects of economic globalization on income inequality in Iran: smooth transition regression (STR) model. Journal of Economic Growth and Development Research 8(29): 61-76. (In Persian with English abstract)
15- Jafari Samimi A., Montazeri Shoorekchali J., and Tatar M. 2014. Life Expectancy and Economic Growth in Iran: Smooth Transition Regression (STR) Approach. Journal of Economic Growth and Development Research 4(13): 117-128. (In Persian with English abstract)
16- Kim S.W., and Bhattacharya R. 2009. Regional housing prices in the USA: an empirical investigation of nonlinearity. The Journal of Real Estate Finance and Economics 38(4): 443-460.
17- Li M., Yang J., and Xu Z. 2012. Impacts of feeding patterns on fluctuations and cycle of pork price: a comparison between china, the United States and Japan. Issues in Agricultural Economy, 12.
18- Luukkonen R., Saikkonen P., and Teräsvirta T. 1988. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. Biometrika 75(3): 491–499.
19- Martin V., HurnS., and Harris D. 2013. Econometric modelling with time series. Cambridge University Press, New York.
20- Mashayekhi S., and Hajizadeh Fallah M. 2011. The study of factors affecting the chicken meat market in Iran (application of self-regression vector model). Economic Research Journal 11(1): 154-131. (In Persian with English

abstract)
21- Moghaddasi R., and Yousefi Moteghaed H. 2011. Price Discovery in Chicken Market: An Application of Directed Acyclic Graph. Journal of Agricultural Economics Researches 3(2): 79-98.
22- Pishbahar E., Ferdosi R., and Assadollahpour F. 2019. Price Transmission of Chicken: Application of Vector Autoregressive Markov-Switching (MSVAR). Approach, Agricultural Economics 9(2): 57-72.
23- Rassouli Birami Z., Ghahremanzadeh M., and Dashti Gh. 2012. Analysis of Price Integration in Iran's Broiler Market. Agricultural Economic and Development 20(78): 200- 211. (In Persian with English abstract)
24- Skalin J., and Tera¨svirta T. 2002. Modeling Asymmetries and Moving Equilibria in Unemployment Rates. Macroeconomic Dynamics 6(2): 202–41.
25- Teräsvirta T. 1994. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition auto regression models. Journal of the American Statistical Association 89(425): 208–218.
26- Vajdi F., Ghahremanzadeh M., and Hosseinzad J. 2018. Risk Spillover Effect of Exchange Rate on Chicken Market and its Major Inputs in Iran. Journal of Economics and Agricultural Development 32(3): 213-225. (In Persian with English abstract)
27- Van Dijk D., Terasvirta T., and Franses P.H. 2002. Smooth transition autoregressive models - a survey of recent developments. Econometric Reviews 21(1): 1-47.
28- Wang G.Y., Si R.X., Li C.X., Zhang G.T., and Zhu N.Y. 2018. Asymmetric price transmission effect of corn on hog: evidence from China. Agricultural Economics 64(4): 186–196.
29- Wei J., and He P.M. 2013. Empirical research on the relationship between the pigs lets price and hog price fluctuation. Feed Industry 21: 60–64.
30- Zhou J., and Chen L. 2014. Research on the asymmetric price transmission of pork industry chain in China based on threshold model. Inquiry into Economic 1: 127–134.

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 35, No. 2, Summer 2021, p. 193-204

نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۳۵، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۰، ص. ۲۰۴-۱۹۳

Assessing the Asymmetric Effect of Corn Price on Chicken Meat Price in Iran

Z. Shokoohi[1*]- M.H. Tarazkar[2]- F. Nasrnia[3]

Received: 18-04-2021
Accepted: 28-06-2021

Introduction: Studying Iran's poultry sector shows that the feed costs account for a large portion of the total cost of poultry production. Besides, corn as the feed for poultry had the largest share of total feed cost. According to the governmental trade policy and exchange rate variability, corn prices fluctuate in Iranian market. However, the demand for chicken meat has increased in recent years. This is due to the relative increase in the price of red meat compared to chicken, as well as promoting the health benefits of consuming white meat (chicken and fish). However, the chicken meat market has been accompanied by price shocks and price increases, and these fluctuations are one of the main challenges of poultry industry in the country. Examining the cost of production inputs in the Iranian poultry industry shows that poultry feed costs, especially corn, accounts for the largest share.

Materials and Methods: In this study, the smooth transition autoregressive (STAR) model was used to investigate the threshold effect of corn price, as one of the most important inputs of poultry feed, on the price of chicken meat. This method is a nonlinear approach of time series analysis which evaluates the asymmetric changes in the pattern parameters with a smooth transition by considering one or more thresholds. Nonetheless, this model allows several regimes and the transition among them to examine the relationship among research variables which is more realistic than that obtained using the traditional linear regression model. To estimate the nonlinear STAR model, monthly data of corn and chicken meat prices from 1993 to 2020 were collected from the State Livestock Affairs Logistics (S.L.A.L). Several steps were performed to estimate the STAR model. First, data stationary was tested using the seasonal Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo (HEGY) unit root test. After investigating the order of variables, the optimal number of lags was determined using the Akaike information criterion (AIC). Smooth threshold linearity versus nonlinearity test was then performed to ensure that the STAR method was appropriate. Then, the applicable forms of transfer function and transfer variable were determined. Finally, after estimating the model, the hypotheses of normality and non-autocorrelation of residuals were tested.

Results and Discussion: HEGY seasonal unit root test indicates that the logarithms of corn and chicken meat prices do not have seasonal and non-seasonal unit roots, and these data are stationary. Then, three lags are selected as the optimal number of lags using the AIC, and the first lag of chicken meat logarithm is determined as the best transition variable based on the minimum sum of squares of error. Besides, nonlinearity tests suggest that the Exponential Smooth Transition Auto-regression (ESTAR) specification with two-regime switching fits the data better. The empirical results imply that the real threshold value of chicken meat price is statistically significant and equal to 1028.6 Rails. According to the consumer price index in 2020, the nominal threshold value of chicken meat price is 28800 Rails. Therefore, 1% increase in the price of corn will increase chicken meat price by 0.4% and 1.2% in the lower and upper regimes, respectively, after three months.

Conclusion: In this study, the threshold effect of corn price as one of the most important inputs of poultry feed on the price of chicken meat was investigated using Smooth Transition Regression (STR) model. This study's results show that the effect of corn price on meat price is nonlinear and asymmetric. The asymmetry feature is revealed in three aspects: lagged impact, direct impact, and the strength of influence. Based on the results, it is suggested that the government adopt appropriate policies to establish the stability in corn price as one of the most important inputs of poultry industry via foreign exchange and trade policies. Thus, fluctuations in the price of chicken meat can be prevented. It is also expected that if the chicken meat price increases in one period, the price in the next period will also be affected by the relationship between the first lagged chicken meat prices and its current period prices in both regimes. Therefore, the government should prevent fluctuations in

1, 2 and 3– Assistant Professor of Agricultural Economics, Shiraz University, Iran
(*- Corresponding Author Email: z_shokoohi@shirazu.ac.ir)
DOI: 10.22067/JEAD.2021.69872.1031

chicken meat prices to ensure food security. In this regard, in addition to implementing pricing policies affecting the price of poultry industry inputs, based on the results of the previous section, controlling the price of corn is the most important factor.

Keywords: Corn price, Chicken meat price, Smooth transition autoregressive model